

对外援助能促进能源对外直接投资吗?

——来自中国企业的微观证据

黄友星¹, 李恒丞¹, 杨宇^{2,3,4}

(1. 中国海洋大学经济学院, 青岛 266100; 2. 中国科学院地理科学与资源研究所, 区域可持续发展分析与模拟实验室, 北京 100101; 3. 中国科学院大学资源与环境学院, 北京 100049; 4. 粤港澳大湾区战略研究院, 广州 510070)

摘要: 使用由多个数据库链接的微观数据, 对中国对外援助能否促进中国企业的能源对外直接投资 (Outward Foreign Direct Investment, OFDI) 决策进行计量检验, 结果发现: 中国在东道国的援助活动显著增大了中国企业对东道国进行能源 OFDI 的概率, 且当年援助的投资促进效应大于累计援助的促进效应, 该结果在多种模型设定下均表现稳健; 进一步检验中, 研究发现中国对外援助对能源 OFDI 的促进效应在援助形式、用途和国家类别上存在广泛异质性, 其中复合化和高级化的援助形式如技术援助和出口信贷, 直接用于经济基础设施、能源产业发展、东道国政府财政的援助, 以及援助“一带一路”沿线国家更能激发中国对外援助的能源 OFDI 促进效应。本文为中国对外援助能够带动中国能源 OFDI 提供了直接的微观证据, 也为如何发挥对外援助的能源 OFDI 驱动效应提供了有益启示。

关键词: 能源; 对外直接投资; 对外援助; 企业行为

伴随工业化和城市化的高速增长, 中国已成为世界上最大的能源消费国之一, 2018年能源供需缺口已高达8.7亿t标准煤, 原油和天然气对外依存度分别攀升至71%和43%。对能源的进口依赖正严重威胁着我国的经济与政治安全^[1,2]。为保障能源供应安全和提高中国能源产业的国际竞争力, 自21世纪初, 我国政府便在能源领域实施“两种资源、两个市场”和“走出去”战略, 鼓励企业通过能源对外直接投资 (Outward Foreign Direct Investment, OFDI) 的形式积极参与国际能源市场竞争并获取油气资源。如今, 能源 OFDI 已成为我国企业 OFDI 最重要的领域, 根据美国企业研究所和传统基金会发布的《中国全球投资追踪》中的数据统计显示, 2005—2018年, 中国企业投资于海外能源产业的 OFDI 项目数和金额分别为359项和3649.9亿美元, 占全部中国 OFDI 项目和金额的24.13%和32.05%, 在中国海外各产业的 OFDI 中均列第一位。然而, 由于我国能源 OFDI 相对于发达国家起步晚, 至今仍存在投资手段单一、全球布局不完善、投资频频受阻等各类问题。据《中国全球投资追踪》数据统计, 中国能源 OFDI 项目的受阻风险较其他海外产业高出3.38%, 能源产业已成为中国 OFDI 风险最高的产业。因此, 对如何促进

收稿日期: 2020-01-15; 修订日期: 2020-06-01

基金项目: 国家自然科学基金项目 (41871118, 41842056); 青岛市哲学社会科学规划项目 (QDSKL1901018); 山东省社会科学规划项目 (17CZKJ25)

作者简介: 黄友星 (1986-), 男, 山东青岛人, 博士, 副教授, 主要从事国际直接投资与跨国公司研究。

E-mail: huangyouxing@ouc.edu.cn

通讯作者: 杨宇 (1984-), 男, 山东威海人, 博士, 研究员, 主要从事能源地缘政治与国家能源安全、经济地理与区域发展研究。E-mail: yangyu@igsrr.ac.cn

中国能源OFDI的探讨，不论是对缩小国内能源供需缺口，稳定经济增长，还是为摆脱能源进口依赖，确保国家能源安全，乃至对增强我国企业在国际能源产业中的竞争力，均具有极为重要的理论和现实意义。

中国企业，特别是作为能源OFDI主体的国有企业，其OFDI行为具有明显的制度依赖性，即倾向于对制度水平高、与中国制度距离小的国家进行OFDI^[3,4]，而保持和改善母国与东道国双边关系可显著弱化制度风险对OFDI的消极影响，该过程即母国“软实力”的调节作用^[5]，其亦存在于我国对政治敏感性强的能源行业的OFDI中^[6]。因此，有效利用母国“软实力”是促进能源OFDI的有效途径，而积极进行对外援助无疑是拓展中国“软实力”影响的重要体现。

对外援助是指一国政府以无偿或优惠方式向他国提供资金、技术、实物和人力等资源，以帮助受援国推进其经济、社会、文化等领域发展的行为。对外援助一直是中国政府巩固和发展国家间友好关系的重要手段，新中国自1949年成立以来就积极开展对广大亚非拉国家和地区的援助，通过无偿援助、无息和优惠贷款、工程援建等方式为受援国经济社会发展和民生改善做出了不可磨灭的贡献。如中国20世纪70年代援建的坦赞铁路至今都是坦桑尼亚和赞比亚的运输动脉，堪称“南南合作的典范”。改革开放后，中国的对外援助逐渐由单纯援助向多种形式的互利合作演变，特别是进入21世纪以来中国的对外援助规模增长显著，据美国威廉玛丽学院对外援助数据实验室发布的《中国全球官方金融数据库》显示，2000—2014年间，中国累计向140个国家提供了高达3620亿美元的援助。通过“南南合作发展援助基金”、亚洲基础设施投资银行、“丝路基金”等一系列框架和机制，中国已成为世界上最主要的对外援助国之一。为使中国对外援助发挥更好的综合效益，2018年3月，中国政府公布《关于深化党和国家机构改革方案》，宣布成立国家国际发展合作署，将商务部和外交部等机构零散的对外援助职能整合于该新机构中。这结束了中国对外援助管理碎片化的局面，使中国的对外援助管理日臻专门化和专业化，标志着中国对外援助进入了一个新阶段。

那么中国对外援助能否成为中国“软实力”的重要工具，进而实现对中国企业能源OFDI的推动呢？在援助过程中，究竟采用何种援助模式以及在哪些领域进行援助更有利于带动企业的能源OFDI呢？该过程又是否存在国家异质性呢？对这些问题的解答无疑对能源产业“走出去”战略和对外援助具体政策的制定具有重要的参考价值，遗憾的是，学术界对该议题尚缺乏系统分析和深入检验。为正确解答以上问题，本文在剖析中国对外援助影响中国能源OFDI机制的基础上，对中国对外援助能否促进中国企业的能源OFDI决策及其异质性进行计量检验，为中国对外援助带动中国能源OFDI提供了直接的微观证据，也为如何发挥对外援助的能源OFDI驱动效应提供了有益启示。本文的贡献主要有以下三点：首先，基于微观数据实证检验了中国对外援助对企业能源OFDI决策的影响；第二，分析了可能影响援助对OFDI驱动效应的一系列异质性因素；第三，采用了经严格链接的微观大样本数据，使研究可从企业OFDI决策入手，揭示宏观现象背后的复杂微观机理，同时也可控制企业异质性，以减少计量偏误。

1 对外援助影响能源OFDI的机制分析

1.1 对外援助与OFDI关系的文献研究

学术界针对对外援助影响能源OFDI的理论和实证文献相对较少，但关于援助与OF-

DI关系的国内外研究却并不鲜见,该领域丰富的文献为深入剖析中国对东道国的援助活动如何影响中国企业对东道国的能源OFDI决策提供了基础。

关于对外援助对OFDI的影响,国内外学者主要存在三种观点:(1)援助促进投资,(2)援助阻碍投资,(3)援助与投资的关系不确定。具体来看,众多学者持有第一种观点,即对外援助可以促进援助国对受援国的OFDI,该观点认为对外援助与OFDI同为实现受援国或东道国经济增长的方式,二者间具有互补关系,对外援助可以通过改善当地基础设施水平^[7]、降低投资风险^[8]、消除制度摩擦^[9]、获取政府政治背书^[10]等方式促进援助国对受援国的OFDI,该观点在Blaise^[11]检验日本对东南亚、Sanfilippo^[12]和张汉林等^[13]验证中国对非洲及以非洲国家为受援和投资对象的研究^[14]中均获得证实。同时,也有相当一批学者认为援助可能会挤出投资,如Kristjánsdóttir^[15]发现随着受援国人均收入的增加,援助对受援国吸收直接投资的互补效应逐渐转变为替代效应;Arellano等^[16]发现援助增加了受援国的贸易品供应,导致贸易品相对价格下降,进而阻碍受援国吸收国际直接投资;Djankov等^[17]的研究发现由援助产生的财富效应阻碍了国际直接投资流入受援国;而Svensson^[18]和Dong等^[19]则从“寻租效应”视角入手发现对东道国的援助降低了其吸引国际直接投资的能力。另外,也有相当数量的学者认为因援助对受援国吸收直接投资的促进和阻碍效应并存,导致其总效应的不确定性^[9,20,21],且部分研究发现援助的投资促进效应存在明显异质性,只有当援助作用于特定领域^[22-24]和特定受援国^[25,26]时才会对援助国产生显著的OFDI驱动作用。由以上文献可知,与全产业的OFDI类似,中国对外援助对中国企业能源OFDI决策的影响可能同时存在促进和阻碍两种效应,但该过程可能具有能源产业自身的特征,且可能受到援助类型、国家类别等多种因素的影响而产生显著差异。

1.2 对外援助对能源OFDI的影响机制

通过对现有文献的进一步梳理,就对外援助影响企业能源OFDI决策的机制做如下总结:对外援助对企业能源OFDI决策的影响依据其影响方向可划分为正向的“先锋效应”和基础设施效应,以及负向的寻租效应与“荷兰病”效应。

1.2.1 先锋效应

Kimura等^[10]提出的“先锋效应”(vanguard effect)发挥着援助促进OFDI的正向作用,它是指对外援助通过缩小受援国信息不对称、获取受援国政治背书,以及促进双边制度趋同等渠道,为援助国的OFDI进入受援国扫清障碍。在信息获取上,对外援助也是探索受援国市场环境的过程,中国通过援助可为企业先行获取受援国内部信息,这提高了东道国投资环境的透明度,减少了投资的不确定性,在降低投资风险的同时,提升了中国企业能源OFDI决策的合理性和跨国并购议价能力。在政治风险上,中国对外援助能够增进双边关系,通过援助在当地树立的良好中国国家形象将弱化东道国排华情绪,减轻媒体和舆论对中国的负面评价,减少受援国对中国投资的排斥^[27],这对极易引起东道国民族情绪的能源OFDI而言无疑具有促进作用。同时,交往密切的国家间,往往会施加更低水平的管制^[9]、出台投资保护政策,以及投资企业将面临更低的征用风险,这也在一定程度上降低了能源OFDI的投资风险,进而推动了企业的投资决策。在投资环境上,由于中国企业倾向于进入政治、经济、文化制度相近的东道国^[28,29],而援助将中国的制度、规则、经营模式和商业惯例等引入受援国,随着时间推移,受援国逐渐接受这些中国式的制度,并消化成为本国标准,使受援国投资环境向中国靠拢,两国投资环境趋于统一,并最终达到规范投资市场、消除制度风险、促成能源OFDI的目的。

1.2.2 基础设施效应

基础设施效应指投向基础设施的援助通过改善东道国基础设施，扩大市场规模，提升当地人力资源水平等渠道为投资者营造良好的投资环境，进而提升东道国生产率以吸引国际直接投资的效应。一方面经济基础设施援助避免了东道国落后的生产外部环境对中国OFDI的阻碍，如良好的通信网络和完备的金融体系可以降低企业的沟通和融资成本；同时经济基础设施援助将直接作用于扩大东道国市场，而市场规模的扩大亦有利于中国企业的OFDI。另一方面，教育等社会基础设施援助将提高东道国人口素质，进而改善东道国人力资本水平，而高质量的人力资本是吸引国际直接投资的重要条件^[29]。此外，基础设施具有建设周期长、后续投入大、维护成本高的特点，这意味着受援国将长期依赖于援助国的援助和投资，对持续援助和投资的依赖增加了受援国寻求投资的主动性，这减少了在受援国进行OFDI的政治风险，对于具有较高政治敏感性的能源产业而言，极有可能促进我国企业在受援国的能源OFDI。

1.2.3 寻租效应

由对外援助所产生的寻租效应是一种援助阻碍OFDI的负向效应。这主要是因为援助为受援国政府提供了更多的社会资源，有组织的社会团体可能通过贿赂操纵这些资源，这扭曲了受援国的资源配置，增加了交易成本，削弱了市场的激励机制，导致受援国经济效率的下降，最终阻碍援助国企业的OFDI^[18]。同时，援助的寻租效应所引发的政府腐败抬升了企业在受援国的运营成本，从而阻碍了企业对东道国的OFDI^[30]。由于能源OFDI特殊的资源和政治属性，援助所产生的寻租效应对OFDI的负面影响可能被进一步放大。

1.2.4 “荷兰病”效应

由对外援助所引发的“荷兰病”主要从三方面对援助国的OFDI产生负面影响。首先，援助增加了受援国的国内收入，产生支出效应，导致对可贸易品和非贸易品的消费支出增加，进而造成非贸易品价格相对于可贸易品价格上涨，引发受援国实际汇率升值，而受援国汇率的升值，无疑提高了中国企业在受援国的投资成本^[31]，对投资规模较大的能源OFDI而言，这有可能会阻碍中国企业对受援国的能源OFDI。第二，受援国实际汇率的升值，可能导致其出口竞争力下降，进而引发受援国出口部门的衰落^[4]。对于进行能源OFDI的中国企业，如果其投资动机为资源获取导向，则虽有负面影响但影响相对较小，如果其投资动机为成本效率导向，则可能产生较大负面效应。第三，援助引发的支出效应会引发资源流动效应，由于非贸易品相对于可贸易品的价格上涨，资源和劳动力将从贸易部门转移至非贸易部门，引发贸易部门劳动力等要素价格的上升，而这显然对绝大部分产品属可贸易品的能源产业OFDI不利。

通过对以上机制的分析可以发现，“先锋效应”与基础设施效应主要通过改善东道国投资环境吸引中国企业的能源OFDI，而寻租效应和“荷兰病”效应则主要通过抬高企业运营成本和削弱竞争力来阻碍中国企业对东道国的能源OFDI，而综合效应的方向依然不确定，有必要进一步实证分析进行检验。

2 研究方法与数据来源

2.1 计量模型设定

本文的研究焦点是对外援助能否促进中国企业的能源OFDI，故建立关于企业能源

OFDI决策的二元Probit模型:

$$Pr(EOFDI_{pict} = 1) = \alpha + \beta AID_{ct} + X'_{ct}\gamma + IND_j + FIRM_i + \varepsilon_{pict} \quad (1)$$

式中： p 、 i 、 j 、 c 、 t 分别表示能源OFDI项目、母公司、所属产业、东道国和投资年份； $EOFDI_{pict}$ 为反映企业是否进行能源OFDI的虚拟变量，如果企业 i 于 t 年在东道国 c 投资能源OFDI项目 p ，则该变量值为1，否则为0； AID_{ct} 为计量模型的核心解释变量，用以代表中国 t 年对东道国 c 的援助，因对外援助的金额数据存在较多数据缺失，研究使用援助的累计项目数（对数）和当年项目数（对数）作为该变量的测度指标； X'_{ct} 为一组对企业能源OFDI决策产生影响的东道国特征向量，参照既有文献^[32-34]并结合研究数据的可获得性，该向量具体包括反映东道国基本经济特征、地理距离、要素禀赋、制度距离、双边政治关系的一系列国家层变量，各变量的设定和计算如表1所示；由于不同产业可能存在不同的能源OFDI倾向，因此加入中国母公司的产业虚拟变量 IND_j 以识别该效应；同时，企业的OFDI行为受到诸如生产率^[35]、融资约束^[36]等一系列企业异质性因素的影响，忽略企业异质性极有可能因遗漏变量造成严重的内生性问题，因此加入 $FIRM_i$ 以控制不可观测的企业个体效应；最后， α 和 ε_{pict} 分别为模型的常数项和误差项。

2.2 数据说明与处理

本文使用的微观数据集由多个数据库链接而成。其中，中国企业的能源OFDI数据来自《中国全球投资追踪》数据库（China Global Investment Tracker, CGIT），该数据库由美国企业研究所（American Enterprise Institute, AEI）和美国传统基金会（Heritage Foundation, HF）发布，记录了2005—2018年由中国企业进行的投资金额在1亿美元以

表1 控制变量设定

Table 1 Setting of control variables

特征	变量	测度方法	数据来源
东道国基本经济状态	经济规模	东道国不变价GDP（对数）	世界银行（WDI）
	经济发展水平	东道国人均不变价GDP（对数）	世界银行（WDI）
	经济增长速度	东道国GDP增长率	世界银行（WDI）
	对外开放度	东道国进出口总额与GDP的比值	世界银行（WDI）
	汇率变动	东道国当地货币兑美元汇率的年度变化率	世界银行（WDI）
地理障碍	地理距离	东道国首都到中国首都的地理距离（对数）	谷歌地球
要素禀赋	科技资源富集度	东道国高技术产品出口占制成品出口总额的比值	世界银行（WDI）
	能源富集度	东道国石油出口占出口总额的比值	世界银行（WDI）
制度差异	制度距离	取东道国与中国间关于制度因素的6个指标（话语权与问责制、政治稳定与杜绝暴力/恐怖主义、政府效率、监管质量、法治水平、腐败控制）绝对值的算术平均	全球治理指标（WGI）数据库
政治关系	战略伙伴关系	通过对中国外交部官方公告中关键信息的提取和手工整理，将东道国与中国的战略伙伴关系由弱到强分为0到5共6级（对数）	中国外交部网站

注：战略伙伴关系具体分类为：0为无外交关系，1为建交关系，2为睦邻友好关系、建设性合作伙伴关系/战略互惠关系/新型大国关系、友好合作伙伴关系/重要合作伙伴关系/新型合作伙伴关系，3为全面合作伙伴关系、全方位合作伙伴关系，4为战略伙伴关系，5为全方位战略伙伴关系/战略合作伙伴关系、全面战略伙伴关系、全面战略合作伙伴关系、全面战略协作伙伴关系、全天候战略合作伙伴关系。

上的1488个OFDI项目，其中包括能源OFDI项目359个。在CGIT中可以获得每个OFDI项目的一系列重要信息，如中国母企业名称、投资时间、投资金额、投资东道国等。中国对外援助信息来自美国威廉玛丽学院（College of William & Mary）对外援助数据实验室（AIDDATA）发布的《中国全球官方金融数据库》（Global Chinese Official Finance Dataset, GCOFD），该数据库详细记录了2000—2014年中国官方对外援助的5466个项目的情况，其内容涉及援助项目时间、援助分类、受援国家等各类信息，参照GCOFD的使用建议，剔除了未实际执行项目和可能已纳入统计的援助子项目，以避免可能存在的数据偏误。研究使用的国家特征信息主要来自世界银行的《世界发展指标》数据库（World Development Indicators, WDI）。另外，计算制度距离使用的制度因素数据来自世界银行《全球治理指标》（Worldwide Governance Indicators, WGI）数据库，中国与东道国首都的地理距离则利用谷歌地球（Google Earth）软件计算获得，中国与东道国的双边战略伙伴关系是通过中国外交部网站获取的官方信息经过提取和手工整理获得的。

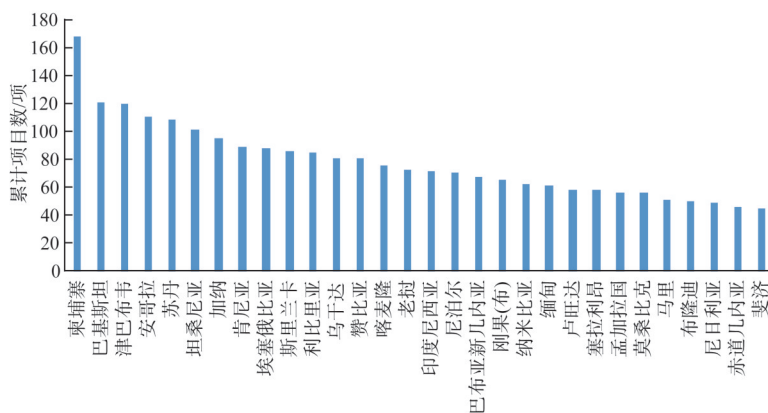
研究关注中国对世界各国援助的宏观情况，故将GCOFD提供的微观援助项目信息按国家和年份转换为宏观层面的国家受援数据，并根据GCOFD的援助分类标准和研究目的识别了多种类型的援助，在此基础上，将各类国家宏观信息按国家代码和年份合并。对于CGIT，本文对数据库中报告的投资母企业名称逐一进行了检索和名称统一，以避免对中国投资企业的错误识别。因CGIT未报告投资母公司的所属产业类别，故通过网络逐一检索每家中国母公司，并按照CGIT对海外投资子公司的产业分类标准识别了每家中国母公司的产业分类。最后，为精确分析中国企业的能源OFDI决策，微观企业OFDI数据和各类宏观国家信息在链接后被处理为“项目（ p ）—企业（ i ）—国家（ c ）—时间（ t ）”的四维结构，该数据结构更符合企业进行OFDI决策的真实选择过程，且直接使用CGIT在模型中控制企业非时变不可观测特征时，因其数据的不平衡性会造成极大的数据损失，而四维构建的数据结构较好地解决了这一问题。

3 结果分析

3.1 描述性统计

首先对研究样本进行描述性统计分析，图1为截至2014年中国累计对外援助项目数排名前30位国家的分布情况，从中可发现中国援外项目主要分布于广大的亚洲和非洲地区，其中撒哈拉以南非洲以及亚洲传统友好国家巴基斯坦、柬埔寨、老挝等是中国的援助重点对象。图2展现了中国对世界各国累计进行能源OFDI的金额排名前30位国家的分布情况，可以观察到油气资源丰富的西亚、中亚、东南亚、俄罗斯、北美以及非洲的尼日利亚、安哥拉、莫桑比克等国是中国企业的投资重点。综合来看，可以发现以下两个事实：（1）中国对外援助和中国能源OFDI在空间分布上均具有不平衡的特征；（2）排除部分发达国家和地区，可以发现中国援外重点区域与能源OFDI重点区域具有一定程度的重叠，特别是在非洲和东南亚地区，这初步展现了中国对外援助与企业能源OFDI在空间上的关联。因此有必要对二者的关系进行进一步的计量检验。

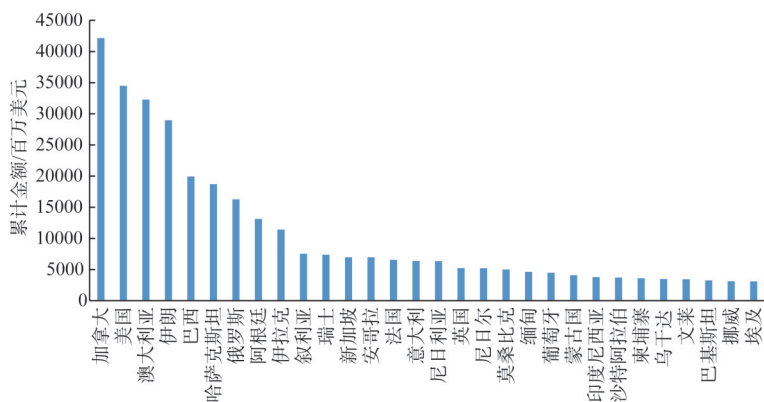
表2为用于实证分析的各变量的基本统计量，从中亦可发现能源OFDI和中国对外援助地区的不平衡性。值得注意的是，部分国家特征变量具有较大的标准差，如经济规模、经济发展水平、地理距离、制度距离，因此在分析中国对外援助对企业能源OFDI决



注：数据根据GCOFD提供的各年中国对外援助项目数据计算获得。

图1 截至2014年中国对世界各国累计对外援助项目数排名前30位国家的分布

Fig. 1 The top 30 country distribution of China's cumulative projects of foreign aid to other countries by 2014



注：根据CGIT提供的各年中国能源OFDI项目数据计算获得。

图2 截至2014年中国对世界各国累计能源OFDI金额排名前30位国家的分布

Fig. 2 The top 30 country distribution of China's cumulative amounts of energy OFDI to other countries by 2014

策的影响时有必要对这些东道国特征进行控制。

3.2 基准模型

在表3中，研究首先使用累计援助项目数（对数）作为核心解释变量的测度指标，模型（1）为只放入该核心变量的一元回归，结果显示该变量系数在10%的水平上统计显著，这似乎说明中国对东道国的持续援助在总体上阻碍了企业的能源OFDI决策，对外援助对OFDI的挤出效应占优，但该模型尚未施加任何控制，Pseudo- R^2 仅为0.001，因此在模型（2）~模型（5）中，研究依次对反映东道国基本经济状态、地理距离、要素禀赋、制度差异和双边政治关系的一系列变量进行了控制，Pseudo- R^2 和对数似然值随着控制变量的增多有一定程度的提升，模型解释力增强。在模型（2）~模型（5）中，核心解释变量系数均在5%水平上统计正显著，表明中国累计对外援助促进了中国企业的能源OFDI。式（1）中控制的产业异质性和企业异质性为不可观测的非时变特征，这在一定程度上削弱了因遗漏变量造成的内生性问题，故在模型（6）、模型（7）中，研究进一

表2 基本统计量

Table 2 Summary statistics

变量	观察值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
是否进行能源 OFDI	102371	0.003	0.051	0.000	0.000	1.000
累计援助项目数 (对数)	102371	1.566	1.651	0.000	1.099	5.130
当年援助项目数 (对数)	102371	0.751	0.850	0.000	0.693	3.584
经济规模 (对数)	96621	25.499	1.954	20.632	25.705	30.417
经济发展水平 (对数)	100071	8.672	1.576	5.450	8.740	11.425
经济增长速度	96621	0.043	0.069	-0.621	0.043	1.231
贸易开放度	102371	0.393	0.303	0.000	0.323	2.312
汇率变动	87190	0.052	0.553	-0.184	0.000	13.450
地理距离 (对数)	97771	14.865	1.193	11.290	15.213	16.117
高技术产品出口比	102371	0.093	0.133	0.000	0.042	0.987
能源出口比	102371	0.217	0.306	0.000	0.062	0.999
制度距离	102371	3.710	2.558	0.021	3.253	12.072
战略伙伴关系 (对数)	102371	1.060	0.528	0.000	0.693	1.792

步对可能导致严重内生问题的产业异质性 (IND_j) 和企业异质性 ($FIRM_i$) 进行了分离, 模型的解释力有了较大改善, 特别是模型 (7) 在控制企业个体效应后, 其 Pseudo- R^2 和对数似然值分别从模型 (6) 的 0.065 和 -1499.77 跃升至 0.197 和 -1207.48, 说明其拟合效果在各模型中最好。根据模型 (7) 的实证结果, 累计援助项目数的系数为 0.059 且在 5% 水平上统计显著, 这表明我国对东道国的累计援助促进了中国企业对东道国的能源 OFDI, 对外援助对能源 OFDI 以刺激作用为主。

3.3 稳健性检验

3.3.1 基于当年对外援助的检验

在稳健性检验中, 首先使用当年对外援助项目数 (对数) 作为核心解释变量的替代指标, 以考察中国对外援助对企业能源 OFDI 影响的短期 (瞬时) 效应。参照表 3 中的模型设定方式, 研究使用该短期指标重新估计了 7 个模型并在表 4 中进行了报告。结果显示, 与累计对外援助对企业能源 OFDI 决策的影响相似, 当年对外援助对企业能源 OFDI 也具有显著的促进作用。特别值得注意的是, 在表 4 各模型中, 当年对外援助的投资促进效应均大于与之对应的累积对外援助模型, 这在一定程度上反映了中国对东道国的援助对中国能源 OFDI 区位选择的驱动主要表现为短期 (瞬时) 效应, 以往对东道国的累积援助并未对 OFDI 产生更强的促进作用, 而是随时间推移逐渐衰减。可见, 中国对外援助对中国企业能源 OFDI 驱动效应的持续性不强。

3.3.2 基于多种模型设定的检验

随后基于表 3 和表 4 中模型 (7) 的设定分别使用累计和当年对外援助指标进行了四组稳健性检验。考虑到研究数据中仅有 0.003 的样本实际发生了能源 OFDI 项目的投资, 这意味着被解释变量取 0 的数据远多于 1, 这可能造成“稀有事件偏差”, 导致被解释变量取 1 时的概率被系统地低估, 为此, 本文使用具有非对称“极值分布”的“补对数—对数模型” (complementary log-log model), 在该模型中 OFDI 发生概率趋于 1 的速度快于趋于 0 的速度, 可纠正“稀有事件偏差”。表 5 Panel A 中的估计结果显示, 在考虑“稀有

表3 累计对外援助与能源OFDI决策(基准模型)

Table 3 Cumulative foreign aid and energy OFDI decision (Baseline model)

变量	被解释变量: 是否进行能源OFDI						
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)
累计援助项目数	-0.021* (0.013)	0.054** (0.022)	0.050** (0.023)	0.052** (0.023)	0.045** (0.023)	0.046** (0.023)	0.059** (0.026)
经济规模		0.094*** (0.018)	0.095*** (0.019)	0.092*** (0.019)	0.067*** (0.023)	0.068*** (0.024)	0.076*** (0.026)
经济发展水平		0.071*** (0.027)	0.066** (0.028)	0.065** (0.028)	0.087*** (0.030)	0.089*** (0.031)	0.108*** (0.034)
经济增长速度		0.044 (0.281)	0.021 (0.295)	0.006 (0.316)	-0.040 (0.345)	-0.045 (0.350)	-0.065 (0.379)
贸易开放度		-0.255* (0.145)	-0.260 (0.160)	-0.270* (0.163)	-0.301* (0.181)	-0.296 (0.183)	-0.309 (0.197)
汇率变动		-0.058 (0.048)	-0.058 (0.049)	-0.065 (0.049)	-0.086 (0.061)	-0.085 (0.059)	-0.095 (0.061)
地理距离		-0.033* (0.019)	-0.036* (0.020)	-0.040** (0.020)	-0.055** (0.022)	-0.058** (0.023)	-0.067*** (0.025)
高技术产品出口比			-0.003 (0.217)	-0.042 (0.222)	-0.107 (0.216)	-0.129 (0.219)	-0.209 (0.240)
能源出口比			0.070 (0.075)	0.078 (0.076)	0.063 (0.078)	0.058 (0.080)	0.013 (0.089)
制度距离				-0.012 (0.011)	-0.013 (0.011)	-0.014 (0.011)	-0.020 (0.012)
战略伙伴关系					0.141*** (0.054)	0.149*** (0.055)	0.195*** (0.061)
截距项	-2.756*** (0.027)	-5.314*** (0.606)	-5.280*** (0.611)	-5.070*** (0.630)	-4.518*** (0.689)	-4.367*** (0.708)	-5.105*** (0.842)
产业效应	否	否	否	否	否	是	是
企业效应	否	否	否	否	否	否	是
观察值	102371	78795	78795	78795	78795	70575	46600
Pseudo- R^2	0.001	0.043	0.043	0.043	0.046	0.065	0.197
对数似然值	-1883.17	-1560.85	-1560.36	-1559.80	-1555.62	-1499.77	-1207.48
χ^2 -统计量	2.79	113.93	111.11	111.64	113.89	154.50	622.06

注: **、*、*分别表示1%、5%、10%的统计显著水平; 括号内为稳健性标准误, 下同。

事件偏差”的条件下, 仍可发现对外援助对能源OFDI决策具有显著的促进作用。

鉴于研究使用样本的截面较宽, 在估计中可能存在较大的异方差, 故使用考虑异方差的het-Probit模型^[37]进行估计, 考虑企业在东道国不同经济规模条件下极有可能做出不同的投资决策, 因此经济规模可能是异方差的主要来源, 故设定 $x'_{pict}\theta$ 为被解释变量的线性组合, 则方差为 $\sigma^2_{pict} = \{\exp(\text{size}_{ct}\psi)\}^2$, 其中 size_{ct} 为东道国 c 在 t 年的经济规模(对数), 则有 $Pr(EOFDI_{pict} = 1) = \Phi(x'_{pict}\theta/\sigma_{pict})$ 。表5 Panel B中的估计结果显示, 采用考虑异方差来源的het-Probit模型并未改变援助显著促进能源OFDI的基本结论。

表4 当年对外援助与能源OFDI决策（稳健性检验1）

Table 4 Annual foreign aid and energy OFDI decision (Robustness test 1)

变量	被解释变量：是否进行能源OFDI						
	模型（1）	模型（2）	模型（3）	模型（4）	模型（5）	模型（6）	模型（7）
当年援助项目数	-0.041 (0.026)	0.094** (0.041)	0.089** (0.041)	0.091** (0.041)	0.086** (0.042)	0.087** (0.043)	0.109** (0.047)
经济规模		0.094*** (0.018)	0.096*** (0.019)	0.092*** (0.020)	0.066*** (0.023)	0.067*** (0.024)	0.076*** (0.027)
经济发展水平		0.064** (0.026)	0.059** (0.026)	0.059** (0.026)	0.084*** (0.028)	0.086*** (0.029)	0.104*** (0.033)
经济增长速度		0.029 (0.278)	0.001 (0.293)	-0.013 (0.313)	-0.057 (0.343)	-0.062 (0.349)	-0.084 (0.377)
贸易开放度		-0.258* (0.146)	-0.262 (0.162)	-0.272* (0.164)	-0.304* (0.183)	-0.299 (0.185)	-0.313 (0.199)
汇率变动		-0.051 (0.043)	-0.052 (0.045)	-0.059 (0.046)	-0.082 (0.060)	-0.081 (0.058)	-0.090 (0.060)
地理距离		-0.032* (0.019)	-0.035* (0.020)	-0.039** (0.020)	-0.055** (0.022)	-0.058** (0.023)	-0.067*** (0.025)
高技术产品出口比			-0.011 (0.216)	-0.047 (0.221)	-0.114 (0.215)	-0.136 (0.218)	-0.217 (0.239)
能源出口比			0.078 (0.074)	0.086 (0.076)	0.069 (0.077)	0.064 (0.079)	0.022 (0.088)
制度距离				-0.012 (0.011)	-0.013 (0.011)	-0.014 (0.011)	-0.019 (0.012)
战略伙伴关系					0.148*** (0.054)	0.155*** (0.055)	0.203*** (0.061)
截距项	-2.758*** (0.026)	-5.260*** (0.594)	-5.234*** (0.601)	-5.027*** (0.623)	-4.490*** (0.679)	-4.333*** (0.697)	-5.064*** (0.832)
产业效应	否	否	否	否	否	是	是
企业效应	否	否	否	否	否	否	是
观察值	102371	78795	78795	78795	78795	70575	46600
Pseudo- R^2	0.001	0.042	0.043	0.043	0.046	0.065	0.197
对数似然值	-1883.19	-1561.30	-1560.68	-1560.15	-1555.55	-1499.76	-1207.44
χ^2 -统计量	2.64	115.14	111.72	112.05	114.45	154.26	626.03

考虑到东道国特征对企业OFDI决策的影响可能存在一定的时滞，故在Panel C中将包括援助在内的全部自变量滞后一期，结果发现，虽然主要控制变量的影响方向和显著性并未发生明显变化，但援助变量在滞后一期后，其对能源OFDI驱动作用则不再具有统计显著性，这进一步印证了表4中所发现的现象，即中国对外援助对能源OFDI促进作用的瞬时性特征。

最后，Panel D中使用能源OFDI项目的金额数（对数）替代企业是否进行能源OFDI的虚拟因变量，并采用最小二乘虚拟变量法（Least Square Dummy Variables, LSDV）进行估计，结果显示，仅有模型D-1在10%水平上仍统计正显著。在使用OFDI金额数据

表5 多种模型设定下对外援助与能源OFDI决策(稳健性检验2)

Table 5 Foreign aid and energy OFDI decision by using various models (Robustness test 2)

变量	被解释变量: 能源OFDI决策							
	Panel A: 稀有事件		Panel B: 异质Probit		Panel C: 滞后一期		Panel D: OFDI金额	
	A-1	A-2	B-1	B-2	C-1	C-2	D-1	D-2
累计援助项目数	0.140*		0.004*		0.037		0.002*	
	(0.073)		(0.002)		(0.024)		(0.001)	
当年援助项目数		0.258*		0.007*		0.055		0.003
		(0.132)		(0.004)		(0.048)		(0.002)
经济规模	0.193**	0.192**	0.020***	0.021***	0.090***	0.090***	0.006***	0.006***
	(0.075)	(0.075)	(0.006)	(0.006)	(0.025)	(0.025)	(0.001)	(0.001)
经济发展水平	0.293***	0.281***	0.007**	0.006**	0.071**	0.063**	0.005***	0.005***
	(0.094)	(0.090)	(0.003)	(0.003)	(0.031)	(0.030)	(0.002)	(0.002)
经济增长速度	0.136	0.098	0.004	0.002	0.074	0.082	-0.001	-0.001
	(1.051)	(1.047)	(0.022)	(0.022)	(0.325)	(0.323)	(0.011)	(0.011)
贸易开放度	-1.106*	-1.111*	-0.015	-0.015	-0.229	-0.225	-0.020***	-0.020***
	(0.658)	(0.666)	(0.015)	(0.015)	(0.171)	(0.173)	(0.007)	(0.007)
汇率变动	-0.264	-0.254	-0.005	-0.005	-0.329	-0.336	-0.001	-0.001
	(0.199)	(0.195)	(0.005)	(0.004)	(0.202)	(0.209)	(0.001)	(0.001)
地理距离	-0.160**	-0.161**	0.000	0.000	-0.068***	-0.068***	-0.005***	-0.005***
	(0.069)	(0.069)	(0.002)	(0.002)	(0.025)	(0.025)	(0.002)	(0.002)
高技术产品出口比	-0.318	-0.348	-0.013	-0.014	-0.213	-0.230	-0.002	-0.002
	(0.682)	(0.680)	(0.016)	(0.016)	(0.242)	(0.242)	(0.011)	(0.011)
能源出口比	0.249	0.274	0.009	0.010	0.060	0.066	0.003	0.003
	(0.245)	(0.242)	(0.006)	(0.006)	(0.085)	(0.085)	(0.005)	(0.005)
制度距离	-0.042	-0.042	-0.001	-0.001	-0.016	-0.015	0.000	0.000
	(0.033)	(0.034)	(0.001)	(0.001)	(0.012)	(0.012)	(0.001)	(0.001)
战略伙伴关系	0.446***	0.465***	0.012**	0.013**	0.163***	0.166***	0.005	0.005
	(0.167)	(0.166)	(0.005)	(0.006)	(0.061)	(0.061)	(0.004)	(0.004)
截距项	-12.031***	-11.881***	-0.774***	-0.781***	-5.094***	-5.016***	-0.100***	-0.098***
	(2.490)	(2.453)	(0.245)	(0.247)	(0.815)	(0.819)	(0.032)	(0.032)
产业效应	是	是	是	是	是	是	是	是
企业效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观察值	46600	46600	46600	46600	46804	46804	71945	71945
Pseudo- R^2	—	—	—	—	0.195	0.194	—	—
对数似然值	-1203.53	-1203.59	-1193.06	-1193.45	-1212.21	-1212.80	—	—
调整 R^2	—	—	—	—	—	—	0.028	0.028
χ^2 -统计量	767.25	771.03	81.91	82.57	599.36	599.04	-31568.20	-31568.40

注: Panel A采用补对数一对数模型进行估计; Panel B采用考虑异方差来源的het-Probit模型进行估计,在估计中以东道国经济规模为异方差的主要来源; Panel C对全部自变量做滞后一期处理; Panel D中因变量使用OFDI项目金额(对数),并采用LSDV对该线性模型进行估计。

后，援助对能源 OFDI 的驱动作用不论在规模还是在显著性上都大为减弱，这表明，相比于是否对东道国进行能源 OFDI，企业的能源 OFDI 规模对中国对东道国的援助并不敏感。

3.3.3 基于不同对外援助界定标准的检验

在先前的检验中，研究对中国对外援助指标的测度采用了中国对外援助数据库中的全部正常项目，这可能忽略了项目本身援助性质的强弱问题。在进一步的稳健性分析中，本文基于不同的援助界定标准对中国对外援助指标进行了重新测度。根据 GCOFD 提供的援助界定标准，可将全部援助项目分为三类：（1）官方发展援助（Official Development Assistance, ODA），（2）其他官方现金流（Other Official Flows, OOF），（3）不明确的官方金融（Vague Official Finance）。其中，ODA 属于严格意义上的对外援助，具有明确的发展动机和优惠特征，受援国亦具有符合经济合作与发展组织（Organisation for Economic Co-operation and Development, OECD）的接受援助资格；而 OOF 并非严格意义上的援助，这类项目本身并非致力于东道国发展且不具有明显的优惠特征，或者获得此类项目的国家并不具有受援国资格；不明确的官方金融则是指因缺乏信息而无法分类的项目。

基于此，在分析中本文分别采用 ODA、OOF 和两类项目的加总（ODAOOF）进行稳健性检验，表 6 中的计量结果显示，不论对于累计和还是当年指标，相比于 OOF 类项目 ODA 均表现出对能源 OFDI 更强的促进作用，该现象亦能在采用 ODAOOF 指标后投资促进作用弱于 ODA 的实证结果中得到体现。这表明在所有具有援外性质的项目中，援助性质明显的 ODA 类项目对中国企业能源 OFDI 的促进作用最强。

3.4 异质性分析

3.4.1 对外援助形式与能源 OFDI 决策

考虑到援助的类型差异可能对能源 OFDI 决策的刺激效应产生异质性影响，因此首先分析了不同援助形式对能源 OFDI 驱动效应的影响，以识别其差异。具体而言，可将中国对外援助项目分为四大类：（1）无偿援助，（2）融资支持，（3）技术支持，（4）出口信贷，其中可将融资援助进一步划分为低息贷款和债务免除（包括债务延期），将技术援助进一步区分为单纯对东道国的独立技术援助和为东道国培养人才提供在中国学习和培训的奖学金。表 7 中实证结果显示，全部中国外援形式均对企业能源 OFDI 决策有促进作用，但存在明显差异，其中提供无偿援助（Panel A）和融资援助（Panel B）的投资促进作用较小，而技术支持（Panel C）和出口信贷（Panel D）形式的外援则更能激发中国对东道国的能源 OFDI。值得注意的是，在融资援助中为东道国提供债务免除和延期安排的投资促进作用明显强于传统的低息贷款。而在技术援助中，为东道国提供赴中国的学习奖学金其投资促进效应亦好于单纯的技术援助。这些结果在一定程度上说明为东道国提供复合化和高级化的援助形式对于拉近东道国与投资国双边关系、减小投资阻力，以实现援助的“先锋效应”，从而激发 OFDI 具有更好的效果。

3.4.2 对外援助用途与能源 OFDI 决策

随后进一步考虑中国外援流入东道国后的具体用途对企业能源 OFDI 决策的影响。关于对外援助具体用途的分类并无统一标准，如 Kimura 等^[10]的两分类（基础设施和非基础设施），Selaya 等^[20]的三分类（经济基础设施、社会基础设施和生产部门），以及董艳等^[24]的四分类（社会基础设施、经济基础设施、实物资本、东道国政府）。结合已有文献和研

表6 基于不同援助界定标准的对外援助与能源OFDI决策(稳健性检验3)

Table 6 Foreign aid and energy OFDI decision based on different definitions of aid (Robustness test 3)

变量	被解释变量: 是否进行能源OFDI					
	Panel A: 累计援助项目数			Panel B: 当年援助项目数		
	A-1	A-2	A-3	B-1	B-2	B-3
	ODA	OOF	ODAOOF	ODA	OOF	ODAOOF
援助项目数	0.081*** (0.031)	0.060** (0.029)	0.060** (0.027)	0.151*** (0.053)	0.099* (0.054)	0.112** (0.048)
经济规模	0.079*** (0.027)	0.069*** (0.026)	0.076*** (0.026)	0.082*** (0.027)	0.069*** (0.026)	0.076*** (0.027)
经济发展水平	0.121*** (0.037)	0.090*** (0.031)	0.107*** (0.034)	0.109*** (0.033)	0.079*** (0.030)	0.102*** (0.032)
经济增长速度	-0.150 (0.404)	-0.035 (0.360)	-0.068 (0.379)	-0.087 (0.382)	-0.087 (0.368)	-0.087 (0.376)
贸易开放度	-0.299 (0.201)	-0.333* (0.198)	-0.310 (0.197)	-0.296 (0.203)	-0.336* (0.203)	-0.313 (0.199)
汇率变动	-0.090 (0.056)	-0.092 (0.061)	-0.095 (0.061)	-0.088 (0.056)	-0.078 (0.056)	-0.089 (0.059)
地理距离	-0.067*** (0.024)	-0.069*** (0.025)	-0.067*** (0.025)	-0.065*** (0.024)	-0.072*** (0.025)	-0.066*** (0.025)
高技术产品出口比	-0.227 (0.243)	-0.180 (0.239)	-0.208 (0.241)	-0.243 (0.243)	-0.209 (0.236)	-0.212 (0.241)
能源出口比	0.033 (0.087)	0.006 (0.090)	0.014 (0.089)	0.043 (0.087)	0.026 (0.088)	0.026 (0.087)
制度距离	-0.018 (0.012)	-0.020* (0.012)	-0.019 (0.012)	-0.017 (0.012)	-0.020* (0.012)	-0.019 (0.012)
战略伙伴关系	0.212*** (0.061)	0.181*** (0.063)	0.193*** (0.062)	0.225*** (0.062)	0.191*** (0.063)	0.202*** (0.061)
截距项	-5.334*** (0.859)	-4.658*** (0.778)	-5.106*** (0.844)	-5.325*** (0.839)	-4.522*** (0.767)	-5.073*** (0.834)
产业效应	是	是	是	是	是	是
企业效应	是	是	是	是	是	是
观察值	46600	46600	46600	46600	46600	46600
Pseudo- R^2	0.198	0.196	0.197	0.198	0.196	0.197
对数似然值	-1206.24	-1208.43	-1207.44	-1206.20	-1208.89	-1207.42
χ^2 -统计量	630.36	621.73	621.79	640.74	625.57	628.38

究目的,进一步将中国外援在东道国的具体用途分为四大类和七小类,如表8所示,并以反映各类援助用途的累计中国外援指标为基础进行检验,以分析其对能源OFDI决策的异质性影响。表9的实证结果显示,中国用于东道国基础设施(Panel A)、产业发展(Panel B)、社会发展(Panel C)和政府财政(Panel D)的外援对促进中国企业向东道国进行能源OFDI均具有显著的促进作用,但存在一定差异,这种差异在小分类中表现更为明显。其中,与产业型投资直接关联的经济基础设施援助(A-2)对OFDI促进效应明

表 7 对外援助形式与能源 OFDI 决策

Table 7 Form of foreign aid and energy OFDI decision

变量	被解释变量：是否进行能源 OFDI							
	Panel: A	Panel B: 融资支持			Panel C: 技术支持			Panel: D
	A-1	B-1	B-2	B-3	C-1	C-2	C-3	C-4
	无偿援助	融资援助	低息贷款	债务免除	技术援助	纯技术援助	奖学金	出口信贷
累计援助项目数	0.084*** (0.032)	0.085*** (0.029)	0.081*** (0.029)	0.207** (0.083)	0.124*** (0.044)	0.139*** (0.047)	0.182*** (0.057)	0.222*** (0.055)
经济规模	0.078*** (0.026)	0.072*** (0.027)	0.070*** (0.027)	0.081*** (0.027)	0.078*** (0.026)	0.078*** (0.026)	0.074*** (0.026)	0.054** (0.026)
经济发展水平	0.118*** (0.035)	0.105*** (0.032)	0.102*** (0.032)	0.090*** (0.032)	0.111*** (0.033)	0.111*** (0.033)	0.089*** (0.031)	0.115*** (0.032)
经济增长速度	-0.108 (0.396)	-0.075 (0.376)	-0.069 (0.373)	-0.119 (0.388)	-0.085 (0.397)	-0.057 (0.389)	-0.141 (0.401)	-0.119 (0.398)
贸易开放度	-0.299 (0.196)	-0.322 (0.199)	-0.329 (0.201)	-0.282 (0.203)	-0.322 (0.205)	-0.310 (0.204)	-0.346* (0.208)	-0.329 (0.201)
汇率变动	-0.089 (0.055)	-0.105 (0.069)	-0.101 (0.068)	-0.105* (0.061)	-0.087 (0.056)	-0.084 (0.054)	-0.094 (0.060)	-0.122* (0.066)
地理距离	-0.068*** (0.025)	-0.067*** (0.025)	-0.068*** (0.025)	-0.069*** (0.024)	-0.065*** (0.024)	-0.065*** (0.024)	-0.072*** (0.024)	-0.086*** (0.025)
高技术产品出口比	-0.225 (0.244)	-0.181 (0.236)	-0.183 (0.235)	-0.250 (0.242)	-0.207 (0.245)	-0.224 (0.245)	-0.186 (0.239)	-0.161 (0.237)
能源出口比	0.032 (0.088)	-0.011 (0.090)	-0.011 (0.089)	0.029 (0.087)	0.041 (0.088)	0.040 (0.088)	0.049 (0.087)	0.024 (0.086)
制度距离	-0.016 (0.012)	-0.020 (0.012)	-0.020 (0.012)	-0.017 (0.012)	-0.016 (0.012)	-0.014 (0.013)	-0.020* (0.012)	-0.022* (0.013)
战略伙伴关系	0.204*** (0.061)	0.186*** (0.061)	0.185*** (0.062)	0.233*** (0.062)	0.206*** (0.061)	0.208*** (0.061)	0.202*** (0.061)	0.170*** (0.058)
截距项	-5.280*** (0.852)	-4.931*** (0.805)	-4.823*** (0.804)	-5.061*** (0.788)	-5.224*** (0.806)	-5.243*** (0.803)	-4.762*** (0.767)	-4.245*** (0.754)
产业效应	是	是	是	是	是	是	是	是
企业效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观察值	46600	46600	46600	46600	46600	46600	46600	46600
Pseudo- R^2	0.198	0.198	0.198	0.197	0.198	0.198	0.198	0.200
对数似然值	-1206.11	-1206.42	-1206.63	-1207.67	-1206.16	-1205.86	-1206.54	-1202.61
χ^2 -统计量	627.77	620.25	619.46	635.51	630.93	633.87	632.63	632.94

显大于用于社会基础设施 (A-1) 和社会发展的外援 (C-1)。在具体的产业型援助中, 研究发现用于改善东道国能源生产与供应的外援 (B-2) 相比改善其他产业 (B-3) 和全产业 (B-1), 其对中国能源 OFDI 流向东道国的促进作用更强, 这为对外援助通过改善东道国经济和产业基础设施, 特别是能源产业基础设施, 以激发中国企业对东道国的能源 OFDI 提供了直接的微观证据。另外, D-1 显示用于东道国政府财政的外援具有较大的能源 OFDI 促进效应, 这与表 7 中关于债务免除和延期的外援的投资激发效应类似, 此类外

表8 对外援助在东道国的用途分类

Table 8 Classification of the purpose of foreign aid in host countries

用途大类	用途小类	包含内容
基础设施	社会基础设施	教育、健康、其他社会基础设施与服务
	经济基础设施	通信设施、交通运输与仓储、水供给与污水处理
产业发展	产业总体	农业、林业与渔业、能源生产与供应、制造业、矿业与建筑业、银行与金融服务业、商业和其他服务业、贸易和旅游业、其他多元化产业
	能源产业	能源生产与供应
	其他产业	农业、林业与渔业、制造业、矿业与建筑业、银行与金融服务业、商业和其他服务业、贸易和旅游业、其他多元化产业
社会发展	社会发展	食品援助/食品安全、紧急事态响应、环境保护、政府与民间社团发展支持、非食品商品援助、人口政策、妇女发展
政府财政	政府财政	一般性预算支持、债务相关支持

注：表中反映的对外援助用途分类根据研究意图进行区分，对外援助项目的具体用途信息均可从GCOFD中获得。

援发挥了其“先锋效应”，通过对政府财政的直接援助拉近双边政治关系，为企业在东道国的能源OFDI获取政治背书。

3.4.3 对外援助、东道国类型与能源OFDI决策

最后，希望获知中国对外援助对中国企业能源OFDI的影响是否因东道国属于某些特定国家类型而存在差异，为进行该分析，构建了包含援助与东道国类型交互项的Probit模型：

$$Pr(EOFDI_{pict} = 1) = \alpha + \beta AID_{ct} + \varphi AID_{ct} \cdot TYPE_c + X'_{ct}\gamma + \rho TYPE_c + IND_j + FIRM_i + \varepsilon_{pict} \quad (2)$$

其中，对外援助对企业能源OFDI的影响效应为 $\beta + \varphi TYPE_c$ ，该效应受到特定国家类型 $TYPE_c$ 的影响。

在具体分析中，识别了三类特定国家：（1）东道国是否处于中国构建的重点经济政治合作框架内，包括是否为“一带一路”成员国和亚洲基础设施投资银行（Asian Infrastructure Investment Bank, AIIB）成员国；（2）东道国是否为中国能源OFDI高失败风险国家，具体通过中国在东道国是否有能源OFDI失败经历（B-1）、失败次数（B-2）以及失败率（B-3）进行识别；（3）东道国是否为世界银行界定的低收入国家。表10的结果显示，从中国版合作框架视角看（Panel A），援助的能源OFDI驱动效应在“一带一路”国家中得到显著加强（A-1），而在AIIB成员国中并无明显差异（A-2），这表明部分由中国牵头的国际合作框架已开始援助领域显现出重要的协调互补作用；Panel B的结果显示，中国对外援助的能源OFDI驱动效应在能源OFDI高失败风险国家有明显的弱化倾向（B-1和B-2），这可能意味着中国尚需针对此类国家设计更具针对性的援助方案，以提高援助的效能。另外，研究并未发现OFDI驱动效应在对外援助针对低收入国家时存在显著差异（C-1）。以上结果说明援助对能源OFDI驱动效应因国家类型，特别是与中国关系的紧密性和投资失败风险水平的差异而存在一定的异质性。

4 结论

本文使用经过链接的2005—2014年微观数据，实证检验了中国对外援助能否促进中国企业的能源OFDI决策，发现中国在东道国的援助活动显著提高了中国企业对东道国进

表 9 对外援助用途与能源 OFDI 决策

Table 9 Purpose of foreign aid and energy OFDI decision

变量	被解释变量：是否进行能源 OFDI						
	Panel A: 基础设施		Panel B: 产业发展			Panel C	Panel D
	A-1	A-2	B-1	B-2	B-3	C-1	D-1
	社会基础设施	经济基础设施	产业总体	能源产业	其他产业	社会发展	政府财政
累计援助项目数	0.068 [*] (0.035)	0.144 ^{***} (0.038)	0.095 ^{***} (0.034)	0.125 ^{***} (0.035)	0.103 ^{**} (0.042)	0.111 ^{***} (0.033)	0.269 ^{***} (0.083)
经济规模	0.075 ^{***} (0.026)	0.070 ^{***} (0.027)	0.075 ^{***} (0.026)	0.064 ^{**} (0.026)	0.079 ^{***} (0.027)	0.072 ^{***} (0.026)	0.084 ^{***} (0.027)
经济发展水平	0.096 ^{***} (0.032)	0.121 ^{***} (0.033)	0.109 ^{***} (0.033)	0.104 ^{***} (0.032)	0.102 ^{***} (0.033)	0.121 ^{***} (0.035)	0.104 ^{***} (0.033)
经济增长速度	-0.060 (0.382)	-0.087 (0.397)	-0.080 (0.375)	-0.143 (0.389)	-0.055 (0.370)	-0.171 (0.393)	-0.103 (0.397)
贸易开放度	-0.323 (0.199)	-0.334 [*] (0.200)	-0.291 (0.196)	-0.317 (0.198)	-0.295 (0.198)	-0.314 (0.204)	-0.271 (0.200)
汇率变动	-0.079 (0.053)	-0.116 (0.074)	-0.102 (0.063)	-0.117 [*] (0.070)	-0.094 (0.058)	-0.101 (0.062)	-0.109 [*] (0.064)
地理距离	-0.066 ^{***} (0.025)	-0.070 ^{***} (0.024)	-0.066 ^{***} (0.025)	-0.075 ^{***} (0.025)	-0.064 ^{***} (0.025)	-0.077 ^{***} (0.024)	-0.070 ^{***} (0.024)
高技术产品出口比	-0.194 (0.244)	-0.145 (0.235)	-0.227 (0.239)	-0.204 (0.240)	-0.239 (0.238)	-0.235 (0.242)	-0.209 (0.245)
能源出口比	0.027 (0.088)	0.010 (0.087)	-0.016 (0.091)	-0.007 (0.089)	-0.011 (0.091)	0.060 (0.087)	0.042 (0.087)
制度距离	-0.018 (0.012)	-0.024 [*] (0.012)	-0.020 (0.013)	-0.020 (0.012)	-0.020 (0.013)	-0.015 (0.012)	-0.016 (0.012)
战略伙伴关系	0.208 ^{***} (0.061)	0.189 ^{***} (0.061)	0.187 ^{***} (0.061)	0.194 ^{***} (0.060)	0.190 ^{***} (0.061)	0.201 ^{***} (0.060)	0.233 ^{***} (0.062)
截距项	-4.967 ^{***} (0.830)	-5.016 ^{***} (0.794)	-5.078 ^{***} (0.793)	-4.594 ^{***} (0.770)	-5.140 ^{***} (0.812)	-4.990 ^{***} (0.779)	-5.279 ^{***} (0.808)
产业效应	是	是	是	是	是	是	是
企业效应	是	是	是	是	是	是	是
观察值	46600	46600	46600	46600	46600	46600	46600
Pseudo- R^2	0.196	0.200	0.198	0.199	0.197	0.199	0.199
对数似然值	-1208.44	-1202.99	-1206.18	-1205.11	-1207.13	-1204.66	-1205.06
χ^2 -统计量	625.17	636.51	622.85	618.76	629.32	630.97	644.43

行能源 OFDI 的概率，且当年援助的投资促进效应大于累计援助的促进效应，该结果在采用“补对数—对数”模型、异方差 Probit 模型以及考虑滞后效应、投资金额的条件下均表现稳健；进一步检验了援助形式、用途和国家类别对中国对外援助对能源 OFDI 促进效应的异质性影响，发现复合化和高级化的援助形式如技术援助和出口信贷，直接用于经济基础设施、能源产业发展、东道国政府财政的援助，以及援助“一带一路”沿线国家更能激发中国对外援助的 OFDI 促进效应。

表10 对外援助、东道国类型与能源OFDI决策

Table 10 Foreign aid, types of host countries, and energy OFDI decision

变量	被解释变量：是否进行能源OFDI					
	Panel A: 合作框架		Panel B: 高失败风险			Panel C
	A-1	A-2	B-1	B-2	B-3	C-1
	一带一路	AIB成员	有失败经历	失败数	失败率	低收入国家
累计援助项目数	-0.009 (0.034)	0.066* (0.035)	0.177*** (0.052)	0.099*** (0.034)	0.079** (0.032)	0.062** (0.028)
累计援助项目数 × 国家类型	0.108*** (0.039)	-0.011 (0.037)	-0.145*** (0.047)	-0.037*** (0.012)	-0.073 (0.059)	0.034 (0.144)
经济规模	0.071*** (0.027)	0.074*** (0.027)	0.038 (0.024)	0.025 (0.026)	0.085*** (0.027)	0.087*** (0.028)
经济发展水平	0.092** (0.037)	0.101*** (0.034)	0.165*** (0.035)	0.039 (0.035)	0.118*** (0.035)	0.121*** (0.036)
经济增长速度	-0.100 (0.372)	-0.299 (0.504)	-0.293 (0.313)	-0.391 (0.418)	-0.072 (0.276)	-0.033 (0.380)
贸易开放度	-0.256 (0.213)	-0.410* (0.210)	-0.319* (0.164)	0.084 (0.170)	-0.308 (0.198)	-0.261 (0.193)
汇率变动	-0.085 (0.054)	-0.074 (0.049)	-0.171* (0.093)	-0.111** (0.055)	-0.113 (0.071)	-0.109* (0.065)
地理距离	-0.078*** (0.026)	-0.121*** (0.026)	-0.051** (0.025)	-0.052** (0.024)	-0.063** (0.025)	-0.063*** (0.024)
高技术产品出口比	-0.289 (0.268)	-0.247 (0.238)	-0.343 (0.294)	-0.275 (0.284)	-0.242 (0.251)	-0.254 (0.243)
能源出口比	0.096 (0.093)	0.057 (0.095)	0.050 (0.088)	0.010 (0.099)	0.023 (0.088)	0.026 (0.091)
制度距离	-0.021* (0.013)	-0.010 (0.013)	-0.027** (0.013)	-0.004 (0.014)	-0.020* (0.012)	-0.018 (0.012)
战略伙伴关系	0.170*** (0.061)	0.107* (0.063)	0.174*** (0.063)	0.355*** (0.061)	0.209*** (0.062)	0.213*** (0.061)
国家类型	-0.146 (0.092)	0.345*** (0.088)	0.785*** (0.109)	0.221*** (0.018)	0.417*** (0.095)	0.136 (0.500)
截距项	-4.595*** (0.870)	-4.300*** (0.864)	-5.376*** (0.853)	-4.162*** (0.885)	-5.575*** (0.897)	-5.633*** (0.923)
产业效应	是	是	是	是	是	是
企业效应	是	是	是	是	是	是
观察值	46600	46600	46600	46600	46600	46600
Pseudo- R^2	0.200	0.205	0.230	0.252	0.200	0.198
对数似然值	-1203.09	-1196.23	-1157.66	-1124.36	-1203.56	-1205.68
χ^2 -统计量	636.30	628.64	702.35	896.51	620.15	654.81

注：研究中“一带一路”国家为65个，AIB成员国59个，低收入国家11个。

本文为中国对外援助能够带动中国能源 OFDI 提供了直接的微观证据, 从中可以获得以下政策含义与启示:

第一, 对外援助思路应由“量的增长”转向“质的提高”。鉴于目前中国对外援助对能源 OFDI 促进作用具有的短期性和瞬时性特征, 应根据中国能源 OFDI 特性积极调整援助方式, 优化援助结构, 通过有针对性的援助策略使援助向投资转化的效率最大化, 建立起援助对能源 OFDI 的长效促进机制。

第二, 对于提高援助质量的具体策略, 在援助形式上, 应进一步加大复合化和高级化的援助模式, 并逐步压缩单一形式的无偿援助; 在援助重点上, 应将援助的重点领域投向对经济基础设施和能源类产业设施的改善; 另外, 应在合适时机善用对东道国政府的直接援助, 以增进双边友好, 打消投资者顾虑, 为中国能源 OFDI 获取东道国政治背书。

第三, 充分利用已形成的中国式框架和机制, 如“一带一路”、AIIB 等, 以提高援助的质量, 同时积极联合世界银行、亚洲开发银行等其他国际多边机构和有关国家共同进行对外援助, 以丰富援助经验, 拓宽援助渠道, 扩大援助成果, 建立起对外援助、OFDI 及受援国经济发展紧密结合的国际平台。

第四, 鉴于受援国与中国关系的紧密性和投资失败风险会对援助的能源 OFDI 驱动效应产生异质性影响, 应将对外援助与发展传统友好外交相结合, 一方面适时适度以援助手段对受援国政府进行支持, 另一方面, 通过精细化的援助实施方案, 杜绝寻租和腐败, 使援助切实惠及受援国广大普通民众, 以同时增进中国与受援国在官方高层和民间的友好和情感, 为中国企业的能源 OFDI 营造良好的投资氛围。

参考文献(References):

- [1] 沈镭, 张红丽, 钟帅, 等. 新时代下中国自然资源安全的战略思考. 自然资源学报, 2018, 33(5): 721-734. [SHEN L, ZHANG H L, ZHONG S, et al. Strategic thinking on China's natural resources security in the New Era. *Journal of Natural Resources*, 2018, 33(5): 721-734.]
- [2] 曾现来, 闫晓宇, 张宇平, 等. 中国资源的进出口与产出率: 演化、挑战及对策. 自然资源学报, 2018, 33(4): 552-562. [ZENG X L, YAN X Y, ZHANG Y P, et al. Import, export and output of China's resources: Evolution, challenges and countermeasures. *Journal of Natural Resources*, 2018, 33(4): 552-562.]
- [3] 闫雪凌, 胡玥. 制度、文化与中国 OFDI 的利益动机. 南方经济, 2016, (6): 1-17. [YAN X L, HU Y. Institution, culture and profit motive of China's OFDI. *South China Journal of Economics*, 2016, (6): 1-17.]
- [4] 杨亚平, 高玥. “一带一路”沿线国家的投资选址: 制度距离与海外华人网络的视角. 经济学动态, 2017, (4): 41-52. [YANG Y P, GAO Y. Investment location of "One Belt and One Road" countries along the Belt and Road: The perspective of institutional distance and overseas Chinese network. *Economic Perspectives*, 2017, (4): 41-52.]
- [5] 陈岩, 郭文博. 制度风险与跨国并购成败: 大国外交和经济“软实力”的调节作用. 世界经济研究, 2018, (5): 51-64. [CHEN Y, GUO W B. Institutional risk and the success or failure of cross-border mergers and acquisitions: The moderating role of great power diplomacy and economic "soft power". *World Economy Studies*, 2018, (5): 51-64.]
- [6] 李诗, 吴超鹏. 中国企业跨国并购成败影响因素实证研究: 基于政治和文化视角. 南开管理评论, 2016, 19(3): 18-30. [LI S, WU C P. Empirical study on the factors influencing the success or failure of Chinese enterprises' cross-border mergers and acquisitions: Based on political and cultural perspectives. *Nankai Business Review*, 2016, 19(3): 18-30.]
- [7] DONAUBAUER J, MEYER B, NUNNENKAMP P. Aid, infrastructure, and FDI: Assessing the transmission channel with a new index of infrastructure. *World Development*, 2016, 78: 230-245.
- [8] ASIEDU E, JIN Y, NANDWA B. Does foreign aid mitigate the adverse effect of expropriation risk on foreign direct investment?. *Journal of International Economics*, 2009, 78(2): 268-275.
- [9] HARMS P, LUTZ M. Aid, governance and private foreign investment: some puzzling findings for the 1990s. *The Eco-*

- conomic Journal, 2006, 116(513): 773-790.
- [10] KIMURA H, TODO Y. Is foreign aid a vanguard of foreign direct investment? A gravity-equation approach. *World Development*, 2010, 38(4): 482-497.
- [11] BLAISE S. Japanese aid as a prerequisite for FDI: The case of Southeast Asian countries. Australia-Japan Research Centre, Asia Pacific Economic Papers, Canberra: Australia, 2009: 385.
- [12] SANFILIPPO M. Chinese FDI to Africa: What is the nexus with foreign economic cooperation?. *African Development Review*, 2010, 22: 599-614.
- [13] 张汉林, 袁佳, 孔洋. 中国对非洲 ODA 与 FDI 关联度研究. *世界经济研究*, 2010, (11): 69-74. [ZHANG H L, YUAN J, KONG Y. A study on the correlation between ODA and FDI in Africa. *World Economy Studies*, 2010, (11): 69-74.]
- [14] ANYANWU J C. Why does foreign direct investment go where it goes: New evidence from African countries. *Annals of Economics & Finance*, 2012, 13(2): 425-462.
- [15] KRISTJÁNSDÓTTIR H. Substitution between inward and outward foreign direct investment. *Public and Municipal Finance*, 2012, 1(2): 23-28.
- [16] ARELLANO C, BULÍŘ A, LANE T, et al. The dynamic implications of foreign aid and its variability. *Journal of Development Economics*, 2009, 88(1): 87-102.
- [17] DJANKOV S, QIAN Y, ROLAND G, et al. Who are China's entrepreneurs?. *American Economic Review*, 2006, 96(2): 348-352.
- [18] SVENSSON J. Foreign aid and rent-seeking. The World Bank, 1999.
- [19] DONG Y, FAN C. The effects of China's aid and trade on its ODI in African countries. *Emerging Markets Review*, 2017, 33: 1-18.
- [20] SELAYA P, SUNESEN E R. Does foreign aid increase foreign direct investment?. *World Development*, 2012, 40(11): 2155-2176.
- [21] 王攀, 甘小军, 刘超. 国际双边发展援助对 FDI 的影响研究: 基于 17 个 OECD 国家对华发展援助的实证. *国际贸易问题*, 2013, (6): 115-123. [WANG H, GAN X J, LIU C. A study on the impact of international bilateral development assistance on FDI-based on the development assistance to China of 17 OECD countries. *Journal of International Trade*, 2013, (6): 115-123.]
- [22] DONAUBAUER J, HERZER D, NUNNENKAMP P. Does aid for education attract foreign investors? An empirical analysis for Latin America. *The European Journal of Development Research*, 2014, 26(5): 597-613.
- [23] KANG G S, WON Y. Does Korea's official development assistance (ODA) promote its FDI?. *Journal of Economic Research*, 2017, 22(1): 23-46.
- [24] 董艳, 樊此君. 援助会促进投资吗? 基于中国对非洲援助及直接投资的实证研究. *国际贸易问题*, 2016, (3): 59-69. [DONG Y, FAN C J. Will aid promote investment? Based on empirical research on China's aid and direct investment in Africa. *International Trade Problem*, 2016, (3): 59-69.]
- [25] CARRO M, LARRÚ J M. Flowing together or flowing apart: An analysis of the relation between FDI and ODA flows to Argentina and Brazil. MPRA Paper, 2010: 25064.
- [26] KANG S J, LEE H, PARK B. Does Korea follow Japan in foreign aid? Relationships between aid and foreign investment. *Japan and the World Economy*, 2011, 23(1): 19-27.
- [27] 陈泽意, 李常青, 魏志华. 媒体负面报道影响并购成败吗? 来自上市公司重大资产重组的经验证据. *南开管理评论*, 2017, 20(1): 96-107. [CHEN Z Y, LI C Q, WEI Z H. Does negative media coverage affect the success or failure of mergers and acquisitions? Empirical evidence from major asset reorganizations of listed companies. *Nankai Business Review*, 2017, 20(1): 96-107.]
- [28] 蒋冠宏. 制度差异、文化距离与中国企业对外直接投资风险. *世界经济研究*, 2015, (8): 37-47. [JIANG G H. Institutional differences, cultural distance and ofdi risk of Chinese enterprises. *World Economy Studies*, 2015, (8): 37-47.]
- [29] 周伟, 陈昭, 吴先明. 中国在“一带一路”OFDI 的国家风险研究: 基于 39 个沿线东道国的量化评价. *世界经济研究*, 2017, (8): 15-25. [ZHOU W, CHEN Z, WU X M. Country risk study of China in "One Belt And One Road" OFDI: Based on quantitative evaluation of 39 host countries along the route. *World Economy Studies*, 2017, (8): 15-25.]
- [30] 田素华, 王璇. FDI 双向流动和净流动影响因素研究: 基于全球 58 个经济体的实证分析. *世界经济研究*, 2007, (7):

- 40-53. [TIAN S H, WANG X. Study on influencing factors of FDI two-way flows and net flows: Based on empirical analysis of 58 economies around the world. *World Economy Studies*, 2007, (7): 40-53.]
- [31] 李晓, 杨戈. 中国“一带一路”沿线投资的影响因素研究: 基于投资引力模型的实证检验. *东北师大学报: 哲学社会科学版*, 2019, (16): 151-158. [LI X, YANG G. Study on influencing factors of "One Belt and One Road" investment along the line in China: Empirical test based on investment gravity model. *Journal of Northeast Normal University: Philosophy and Social Sciences*, 2019, (16): 151-158.]
- [32] BUCKLEY P J, CLEGG L J, VOSS H, et al. A retrospective and agenda for future research on Chinese outward foreign direct investment. *Journal of International Business Studies*, 2018, 49(1): 4-23.
- [33] KOLSTAD I, WIIG A. What determines Chinese outward FDI?. *Journal of World Business*, 2012, 47(1): 26-34.
- [34] RAMASAMY B, YEUNG M, LAFORET S. China's outward foreign direct investment: Location choice and firm ownership. *Journal of World Business*, 2012, 47(1): 17-25.
- [35] HELPMAN E, MELITZ M J, YEAPLE S R. Export versus FDI with heterogeneous firms. *American Economic Review*, 2004, 94(1): 300-316.
- [36] YAN B, ZHANG Y, SHEN Y, et al. Productivity, financial constraints and outward foreign direct investment: Firm-level evidence. *China Economic Review*, 2018, 47: 47-64.
- [37] HARVEY A C. Estimating regression models with multiplicative heteroscedasticity. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1976: 461-465.

Does foreign aid boost energy outward foreign direct investment? Micro-evidence from Chinese firms

HUANG You-xing¹, LI Heng-cheng¹, YANG Yu^{2,3,4}

(1. School of Economics, Ocean University of China, Qingdao 266100, Shandong, China; 2. Key Laboratory of Regional Sustainable Development Modeling/Institute of Geographic Science and Natural Resources Research, CAS, Beijing 100101, China; 3. College of Resources and Environment, University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China; 4. Institute of Strategy Research of Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area, Guangzhou 510070, China)

Abstract: Using a linked micro-level panel dataset, this paper formally investigates whether Chinese foreign aid stimulates the decisions of energy outward foreign direct investment (OFDI) conducted by Chinese firms. Results show strong evidence that Chinese aid significantly increases the probability of Chinese firms' decisions on energy OFDI in host countries, and the short-term effects are stronger than the accumulative effects. These results are robust with different model specifications. Furthermore, the promoting effects of Chinese foreign aid vary substantially with heterogeneous factors. Specifically, complex and advanced aid forms such as technical aid and export credit, aid for economic infrastructure, energy industry development, and host government finance, as well as the assistance to countries along the Belt and Road, significantly strengthen the promoting effects. This paper provides direct micro-evidence for the promoting effects of Chinese foreign aid on firms' energy OFDI, and also gives policy implications on the aid-driven strategy for stimulating energy OFDI.

Keywords: energy; outward foreign direct investment; foreign aid; firm behavior